



Đo lường hiệu quả kỹ thuật của doanh nghiệp có vốn nhà nước với các phương pháp ước lượng mới dành cho hàm sản xuất biên ngẫu nhiên

HOÀNG THANH HIỀN^{a,*}, HUỖNH THỊ DIỆU LINH^b

^a Viện Đào tạo Quốc tế, Đại học Duy Tân, Đà Nẵng

^b Trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<p>Ngày nhận: 16/12/2021 Ngày nhận lại: 29/04/2022 Duyệt đăng: 29/04/2022</p> <p>Mã phân loại JEL: D24; L60; O12.</p> <p>Từ khóa: Doanh nghiệp có vốn nhà nước; Hàm giới hạn ngẫu nhiên; Hiệu quả kỹ thuật; Dữ liệu bảng không cân bằng.</p> <p>Keywords: State-owned enterprises; Stochastic frontier models;</p>	<p>Hiệu quả kỹ thuật (Technical Efficiency – TE) là một trong những tiêu chí quan trọng nhằm đánh giá hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Bài báo này sử dụng những hàm giới hạn ngẫu nhiên (Stochastic Frontier – SF) phổ biến nhất hiện nay để ước lượng chỉ số TE cho các doanh nghiệp có vốn nhà nước trong giai đoạn 2010–2019. Kết quả ước lượng cho thấy chỉ số TE trung bình của các doanh nghiệp có vốn nhà nước tăng trong giai đoạn 2010–2015, nhưng sau đó giảm dần trong giai đoạn 2016–2019. Bên cạnh đó, kết quả phân tích theo ngành công nghiệp cũng cho thấy các doanh nghiệp có vốn nhà nước thuộc ngành sản xuất hóa chất có chỉ số hiệu quả kỹ thuật cao nhất. Trong khi đó, các doanh nghiệp thuộc ngành chế tạo thiết bị, ô tô lại có chỉ số TE thấp nhất, và mức chênh lệch giữa hai ngành này lên đến 10%. Bài nghiên cứu cũng đưa ra một số khuyến nghị liên quan đến các doanh nghiệp có vốn nhà nước nhằm nâng cao hiệu quả sản xuất trong nhóm này.</p> <p>Abstract</p> <p>Technical efficiency (TE) is an important indicator to examine the performance of an enterprise. This paper applies the most popular stochastic frontier (SF) production functions to estimate the TE index for state-owned enterprises (SOEs) over the period 2010–2019. The results show that mean efficiency scores increased over the period 2010–2015, then decreased gradually in the period 2016–2019.</p>

* Tác giả liên hệ.

Email: hthoang77@gmail.com (Hoàng Thanh Hiền), linhhtd@due.edu.vn (Huỳnh Thị Diệu Linh).

Trích dẫn bài viết: Hoàng Thanh Hiền, & Huỳnh Thị Diệu Linh. (2022). Đo lường hiệu quả kỹ thuật của doanh nghiệp có vốn nhà nước với các phương pháp ước lượng mới dành cho hàm sản xuất biên ngẫu nhiên. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 33(8), 22–34.

Technical efficiency;
Unbalanced panel data.

Moreover, the analysis results by industry sectors also indicate that chemical manufacturing industry has the highest mean efficiency scores. Meanwhile, enterprises in the automotive and equipment manufacturing industries have the lowest technical efficiency, and the difference between these two sectors is up to 10%. The paper also makes some recommendations to policy makers to improve production efficiency in these firms.

1. Giới thiệu

Mô hình giới hạn ngẫu nhiên (Stochastic Frontier – SF), thường được sử dụng trong cả mô hình sản xuất hoặc chi phí, đóng một vai trò quan trọng trong nghiên cứu kinh tế, đồng thời cũng là một nhánh nghiên cứu lớn trong kinh tế lượng. Được giới thiệu và phát triển từ các nghiên cứu nổi tiếng của Aigner và cộng sự (1977) và Meeusen và van Den Broeck (1977), mô hình giới hạn ngẫu nhiên (SF) đã được áp dụng nhằm phân tích hiệu quả kỹ thuật (Technical Efficiency – TE) trong rất nhiều lĩnh vực kinh tế xã hội như: Ngân hàng (Adams và cộng sự, 1999; Ferrier & Lovell, 1990; Kumbhakar & Tsionas, 2005; Malikov và cộng sự, 2016), chăm sóc sức khỏe (Mutter và cộng sự, 2013; Zuckerman và cộng sự, 1994), nông nghiệp (Battese & Broca, 1997; Battese & Coelli, 1995; Kumbhakar & Tsionas, 2008). Bên cạnh đó, phương pháp phân tích biên ngẫu nhiên còn được sử dụng trong các nghiên cứu ở cấp độ vĩ mô giữa các quốc gia với các lĩnh vực quan trọng như: Y tế (Greene, 2004) hoặc thuế quan (Fenochietto & Pessino, 2013). Các phân tích sử dụng mô hình giới hạn ngẫu nhiên có thể chia thành hai hướng chính, bao gồm: (1) Phương pháp tham số (Parametric), và (2) phương pháp phi tham số (Non-parametric), sự khác biệt giữa hai phương pháp này là một bên sử dụng các công thức có sẵn để tính toán hệ số hiệu quả kỹ thuật, trong khi đó, bên còn lại sẽ sử dụng các phương pháp kinh tế lượng để ước lượng hệ số này dựa trên các giả định về mô hình giới hạn ngẫu nhiên (Murillo-Zamorano, 2004).

Luôn được xem là một thành phần kinh tế quan trọng, các doanh nghiệp có vốn nhà nước (State-owned Enterprises – SOEs) đã trải qua nhiều giai đoạn trong lịch sử phát triển kinh tế Việt Nam. Từ giai đoạn sau Đổi Mới năm 1986 đến nay, sự phát triển của loại hình doanh nghiệp này đã có nhiều thay đổi đáng kể, đặc biệt trong những năm gần đây với chủ trương cổ phần hóa doanh nghiệp nhà nước. Việc đánh giá hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp có vốn nhà nước là một chủ đề quan trọng trong nghiên cứu về kinh tế tại Việt Nam nói chung và đặc biệt là trong lĩnh vực kinh tế năng suất nói riêng. Dù vẫn luôn được xem là lực lượng nòng cốt và chiếm vai trò chủ đạo trong nền kinh tế, hoạt động của các doanh nghiệp có vốn nhà nước cũng đang còn nhiều tồn tại và hạn chế (Vũ Văn Hà, 2020). Ví dụ như: Hiệu quả đầu tư còn thấp, chưa hoàn toàn nắm giữ được vai trò là đầu tàu dẫn dắt và là động lực thúc đẩy các thành phần kinh tế khác, tốc độ tăng trưởng doanh thu và lợi nhuận cũng chưa thể hiện được vị thế tương xứng với nguồn lực đang nắm giữ.

Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả sẽ tiến hành tính toán hiệu quả kỹ thuật (TE) của doanh nghiệp có vốn nhà nước trong giai đoạn 2010–2019. Việc sử dụng mô hình giới hạn ngẫu nhiên để tính toán chỉ số TE đã được thực hiện trên một số nghiên cứu tại Việt Nam (Nguyễn Minh Kiều &

Nguyễn Ngọc Thùy Trang, 2020; Phạm Lê Thông & Lý Phương Thùy, 2016; Huỳnh Thế Nguyễn, 2019). Tuy nhiên, nghiên cứu này có những điểm mới sau đây: (1) Nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu cập nhật mới nhất về các doanh nghiệp tại Việt Nam (trong đó có doanh nghiệp có vốn nhà nước), (2) nghiên cứu sử dụng nhiều mô hình khác nhau để ước lượng chỉ số TE (các nghiên cứu trước thường chỉ sử dụng một loại mô hình), (3) nghiên cứu cũng đã chỉ ra tầm quan trọng của các giả định trong quá trình ước lượng các mô hình khác nhau, từ đó rút ra kết luận cho việc sử dụng mô hình giới hạn ngẫu nhiên để ước lượng chỉ số TE trong các nghiên cứu trong tương lai.

Phần tiếp theo của bài viết sẽ trình bày các nội dung chính của mô hình giới hạn ngẫu nhiên và các giả định có liên quan. Dữ liệu dùng phân tích sẽ được mô tả trong phần 3, tiếp theo, phần 4 là mô tả kết quả ước lượng. Cuối cùng là phần kết luận và các hàm ý chính sách có liên quan.

2. Mô hình và phương pháp ước lượng

Mô hình giới hạn ngẫu nhiên có thể được ước lượng với cả hai loại dữ liệu gồm: Dữ liệu chéo (Cross-Sectional Data) và dữ liệu bảng (Panel Data). Do nghiên cứu này sử dụng dữ liệu bảng, nên các nội dung được trình bày tiếp theo sẽ liên quan đến việc ước lượng mô hình giới hạn ngẫu nhiên cho loại dữ liệu này.

Pitt và Lee (1981) đã phát triển mô hình giới hạn ngẫu nhiên cơ bản đầu tiên của Aigner và cộng sự (1977) và Meeusen và van Den Broeck (1977) để dùng cho dữ liệu nghiên cứu dạng bảng như sau:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T_i \quad (1)$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_i$$

$$v_{it} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_v^2)$$

$$u_i \sim \mathcal{N}^+(0, \sigma_u^2)$$

Trong đó, y_{it} : Tổng giá trị đầu ra (hoặc tổng chi phí) của đơn vị sản xuất i thường ở dưới dạng logarit;

X_{it} : Vector của đầu vào (chi phí đầu vào và số lượng đầu vào tùy vào mô hình sản xuất hay mô hình chi phí và cũng được đưa về dạng logarit);

β : Các tham số của các yếu tố đầu vào.

ε_{it} : Sai số tổng hợp, bao gồm 2 thành phần: v_{it} : Sai số với phân phối chuẩn, thể hiện phần sai số bình thường trong ước lượng; và u_i : Sai số 1 phía, là chỉ số phi hiệu quả kỹ thuật (Technical Inefficiency) của đơn vị sản xuất i và $u_i > 0$ ¹. Bên cạnh đó, v_{it} và u_i được giả định là độc lập với nhau và độc lập với các biến X_{it} trong mô hình. Khi đó, phương trình (1) được ước lượng bằng phương pháp ước lượng hợp lý cực đại (Maximum Likelihood Estimation – MLE).

Schmidt và Sickles (1984) (sau đây sẽ gọi là mô hình SS84), đề xuất ước lượng phương trình (1) bằng phương pháp hiệu quả cố định (Fixed Effects – FE) sau khi biến đổi phương trình (1) thành:

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta_i + v_{it} \text{ với } \alpha_i = \beta_0 - u_i \quad (2)$$

¹ Chỉ số u_i thể hiện cho sự thiếu hụt sản lượng do kém hiệu quả kỹ thuật trong sản xuất dựa trên mô hình giới hạn ngẫu nhiên đối với mỗi doanh nghiệp. Như vậy, chỉ số này thể hiện việc doanh nghiệp không đạt được mức sản lượng tối ưu tiềm năng dựa trên các yếu tố đầu vào.

Sau khi ước lượng phương trình (2) bằng phương pháp FE, chúng ta có thể xây dựng phương trình để tính toán chỉ số hiệu quả kỹ thuật như sau:

$$\hat{u}_i = \max_i \{\hat{\alpha}_i\} - \hat{\alpha}_i \geq 0, i = 1, \dots, N$$

$$\widehat{TE}_i = \exp(-\hat{u}_i)$$

Với \widehat{TE}_i chính là chỉ số hiệu quả kỹ thuật (Technical Efficiency – TE) của doanh nghiệp i . Chỉ số TE cho chúng ta biết mức độ hoàn thành của từng doanh nghiệp trong sản xuất dựa trên các yếu tố đầu vào. Với công thức tính TE dựa trên chỉ số phi hiệu quả kỹ thuật (u_i) thì TE sẽ đạt giá trị cao nhất là bằng 1. Như vậy, sự khác biệt về sản lượng giữa các doanh nghiệp đều có kết quả từ việc doanh nghiệp có đạt được hiệu quả kỹ thuật cao hay không. Hay nói một cách khác, hiệu quả kỹ thuật thấp sẽ làm giảm chất lượng, tăng giá thành sản phẩm và khiến cho doanh nghiệp thiếu tính cạnh tranh trên thị trường. Điểm yếu của mô hình này là giả định về tính bất biến theo thời gian của u_i và không có khả năng tách biệt tính phi hiệu quả và tính không đồng nhất của cá nhân.

Việc giả định về tính bất biến theo thời gian của u_i , là thiếu thực tế trong nghiên cứu thực nghiệm đặc biệt với các nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng. Vì thế, Cornwell và cộng sự (1990) (sau đây sẽ gọi là mô hình CSS90), đã đề xuất phương án thay thế α_i bằng α_{it} , với α_{it} là một dạng hàm số mũ của thời gian t với các hệ số phụ thuộc vào từng đơn vị sản xuất i :

$$\alpha_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + \alpha_{2i}t^2 \quad (3)$$

Trong trường hợp này, chúng ta có thể viết lại phương trình (1) dưới dạng:

$$y_{it} = \alpha_{0i} + X_{it}\beta_i + \varepsilon_{it} \text{ với } \varepsilon_{it} = v_{it} + \alpha_{1i}t + \alpha_{2i}t^2 \quad (4)$$

Các tham số trong phương trình (4) có thể ước lượng sau khi phân tích phần dư của mô hình (1). Giá trị tính toán sẽ được sử dụng để ước lượng chỉ số $\hat{u}_{it} = \hat{\alpha}_t - \hat{\alpha}_{it}$, với $\hat{\alpha}_t = \max_j \hat{\alpha}_{jt}$, $t = 1, \dots, T$. Một nhược điểm của mô hình này là biến thời gian là một hàm của xu hướng theo thời gian và do đó, nó không thể nắm bắt được biến động về mức độ phi hiệu quả (không phải là xu hướng thời gian) trong thời gian dài hơn.

Lee và Schmidt (1993) (sau đây sẽ gọi là mô hình LS93), đưa ra một phương án khác trong việc tính toán chỉ số phi hiệu quả kỹ thuật (\hat{u}_{it}) dựa trên các thông số của doanh nghiệp và tác động của thời gian: $u_{it} = \delta_t u_i$, trong đó, δ_t là các biến giả thời gian và u_i có thể được ước lượng bằng mô hình hiệu quả cố định (FE) hoặc hiệu quả ngẫu nhiên (Random Effects – RE).

Mặt khác, nếu các giả định về tính độc lập và phân phối được xác lập, kỹ thuật phân tích sử dụng hàm hợp lý cực đại (MLE) có thể được áp dụng với mô hình giới hạn ngẫu nhiên với chỉ số phi hiệu quả kỹ thuật phụ thuộc biến thời gian. Các mô hình của Kumbhakar (1990) và Battese và Coelli (1992) là phổ biến nhất trong các dạng phân tích mô hình giới hạn ngẫu nhiên này. Với mô hình của Kumbhakar (1990) (sau đây sẽ gọi là Kumb90), chỉ số phi hiệu quả kỹ thuật phụ thuộc thời gian sẽ được ước lượng bằng phương trình sau:

$$u_{it} = \delta(t)u_i = (1 + \exp(at + bt^2))^{-1}u_i, \quad (5)$$

$$u_i \sim iid.N^+(0, \sigma_u^2)$$

a và b là các tham số sẽ được ước lượng trong mô hình. Bên cạnh đó, Battese và Coelli (1992) (sau đây sẽ gọi là mô hình BC92), đưa ra một phương án thay thế cho mô hình của Kumbhakar (1990)

bằng việc xác định chỉ số phi hiệu quả kỹ thuật theo mô hình với chỉ một tham số (η) cần phải ước lượng:

$$u_{it} = \delta(t)u_i = [\exp(-\eta(1-T))]u_i, \text{ với } u_i \sim iid\mathcal{N}^+(0, \sigma_u^2) \quad (6)$$

Cuối cùng là mô hình được đề xuất bởi Greene (2005a, 2005b) (sau đây sẽ gọi là mô hình GR2005), trong đó, các đặc điểm riêng biệt của doanh nghiệp (Individual Heterogeneity) được tách rời khỏi chỉ số phi hiệu quả kỹ thuật như sau:

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta_i + \varepsilon_{it}, \text{ với } \varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} \quad (7)$$

So với các mô hình trước, mô hình (7) cho phép chúng ta tách biệt yếu tố phi hiệu quả kỹ thuật theo thời gian với các yếu tố không đồng nhất và không quan sát được (Unit-Specific Time-Invariant Unobserved Heterogeneity). Các yếu tố không đồng nhất này có thể bao gồm: Công nghệ, ngành nghề sản xuất kinh doanh, yếu tố quản trị... Việc ước lượng mô hình (7) có thể thực hiện với cả hai mô hình hiệu quả cố định (FE) hoặc hiệu quả ngẫu nhiên (RE) sử dụng phương pháp ước lượng hợp lý cực đại (MLE) với biến giả².

3. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu này được trích xuất từ bộ dữ liệu điều tra doanh nghiệp hằng năm của Tổng cục Thống kê (GSO). Dữ liệu cung cấp thông tin về các doanh nghiệp, bao gồm: Ngành nghề kinh doanh, vị trí địa lý, lao động, nguồn vốn, doanh thu, chi phí sản xuất, năm doanh nghiệp thành lập... Bài viết sử dụng dữ liệu của doanh nghiệp có vốn nhà nước trong giai đoạn 2010–2019. Đây là dữ liệu dạng bảng không cân bằng (Unbalanced Panel Data), lý do là vì trong giai đoạn này thì việc thoái vốn nhà nước khỏi một số doanh nghiệp cũng được thúc đẩy mạnh mẽ, vì thế, số lượng các doanh nghiệp có vốn nhà nước sẽ giảm dần qua các năm như được thể hiện trong Bảng 1. Các dữ liệu tiền tệ đều được chuyển về giá cố định năm 2010, thông tin tổng quan về dữ liệu được cung cấp trong Bảng 1.

Có thể thấy có sự chênh lệch khá lớn giữa các doanh nghiệp có vốn nhà nước trong mẫu nghiên cứu, khi chúng ta so sánh các giá trị trung bình, nhỏ nhất và lớn nhất. Doanh nghiệp có vốn nhà nước có doanh thu cao nhất là 1.128,716 tỷ đồng (giá cố định 2010) và cao gấp 240 lần giá trị trung bình của toàn bộ doanh nghiệp có vốn nhà nước trong giai đoạn 2010–2019. Tương tự như vậy, khi chúng ta nhìn vào tổng tài sản cố định và chi phí tiền lương, cũng có sự khác biệt khá lớn giữa các doanh nghiệp có vốn nhà nước.

² Trên thực tế thì khi ước lượng mô hình (4), Greene (2005a, 2005b) đề xuất phương pháp ước lượng phù hợp nhất là ước lượng hợp lý cực đại với biến giả (Maximum-Likelihood Dummy Variable – MLDV) và đã chứng minh điều này với dữ liệu mô phỏng.

Bảng 1.

Thống kê dữ liệu

Năm	2010	2011	2012	2013	2014
Số doanh nghiệp SOEs	1.185	1.214	1.173	1.105	1.029
Năm	2015	2016	2017	2018	2019
Số doanh nghiệp SOEs	943	901	802	729	702
Mô tả biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
Đầu ra (Y): Đo lường bằng doanh thu thuần (triệu VND).	9.543	4.702,638	28.261,390	0,007	1.128.716
Vốn (K): Tổng tài sản cố định (triệu VND).	9.006	2.366,961	12.302,150	0,033	415.842,300
Lao động (L): Tổng chi phí lương (triệu VND).	9.781	302,427	2.157,663	0,000	202.730,400

Ghi chú: Các dữ liệu đều được chuyển về giá cố định năm 2010.

4. Kết quả ước lượng

Trong phần này, nhóm tác giả sẽ trình bày kết quả ước lượng hiệu quả kỹ thuật (TE) cho các doanh nghiệp có vốn nhà nước trong giai đoạn 2010–2019 sử dụng các mô hình đã đưa ra ở phần 2. Với các mô hình SS84, CSS90 và LS93, nhóm tác giả sử dụng mô hình giới hạn ngẫu nhiên (1) dưới dạng Translog như sau (Belotti và cộng sự, 2013):

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln K_{it}^2 + \beta_4 \ln L_{it}^2 + \beta_5 (\ln K_{it} \times \ln L_{it}) + v_{it} - u_{it} \quad (8)$$

$$i = 1, \dots, n, t = 1, \dots, T$$

Với các mô hình BC92, Kumb90 và GR2005, nhóm tác giả sử dụng mô hình Cobb-Douglas dưới dạng logarit như sau:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \sum_{t=2010}^{2019} \beta_t dyear_t + v_{it} - u_{it} \quad (9)$$

Bảng 2 là kết quả ước lượng từ các mô hình đã được trình bày trong phần 2 bao gồm: SS84, CSS90, LS93 sử dụng hàm Translog³.

³ Các mô hình trong nghiên cứu này được ước lượng trên phần mềm Stata 15, sử dụng các lệnh *sfpanel* được viết bởi Belotti và cộng sự (2013) và *xtsfkk* của Karakaplan (2017).

Bảng 2.

Kết quả ước lượng theo hàm Translog

	Y		
	SS84 (1)	CSS90 (2)	LS93(3)
<i>L</i>	0,380*** (0,029)	0,127*** (0,031)	0,957*** (0,033)
<i>K</i>	-0,062* (0,035)	-0,159*** (0,040)	0,605*** (0,027)
<i>L</i> ²	0,040*** (0,002)	0,022*** (0,002)	0,060*** (0,002)
<i>K</i> ²	0,027*** (0,004)	0,025*** (0,004)	0,021*** (0,005)
<i>L x K</i>	-0,036*** (0,005)	-0,007 (0,005)	-0,123*** (0,006)
Hằng số	4,517*** (0,133)		
Biến giả thời gian	Không	Không	Có
Số quan sát	8.584	8.584	8.584
sigma_u	1,157	1,373	0,703
sigma_v	0,573	0,385	0,789

Ghi chú: Các biến không phải biến giả đều chuyển về dạng logarit;

Giá trị sigma_u và sigma_v thể hiện các thành phần trong sai số của mô hình, bao gồm: Thành phần phi hiệu quả kỹ thuật (u_{it}) và sai số chuẩn (v_{it});

Để tiết kiệm không gian trong bài thì nhóm tác giả không báo cáo kết quả hệ số của biến giả thời gian;

Các số trong ngoặc đơn () biểu thị sai số chuẩn;

*, **, *** lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 5%, 1% và 0,1%.

Kết quả ước lượng của hàm Translog trong Bảng 2 cho thấy tầm quan trọng của yếu tố lao động đầu vào và yếu tố vốn đối với các doanh nghiệp có vốn nhà nước ở Việt Nam khi mà hệ số của cả hai yếu tố đầu vào đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5% và 1%.

Bảng 3 là kết quả ước lượng theo các phương pháp đã mô tả ở phần 2 bao gồm: K90, BC92 và GR2005 sử dụng phương pháp ước lượng hợp lý cực đại (MLE) cho hàm sản xuất Cobb-Douglas. Có thể thấy là kết quả của cả 3 phương pháp này đều khá tương đồng, tuy nhiên, phương pháp ước lượng của Greene (2005a) có thể nên được cân nhắc sử dụng trong tương lai khi nó cho phép chúng ta tách rời tác động ngẫu nhiên không quan sát được (Unobserved Heterogeneity) ra khỏi yếu tố phi kỹ thuật của mô hình.

Bảng 3.

Kết quả ước lượng theo mô hình Cobb-Douglas

	K90 (4)	BC92 (5)	GR2005(6)
	Y	Y	Y
L	0,384*** (0,010)	0,364*** (0,010)	0,456*** (0,007)
K	0,315*** (0,011)	0,301*** (0,011)	0,355*** (0,012)
Hằng số	11,176 (56,924)	7,954*** (0,378)	
Biến giả thời gian	Có	Có	Có
Số quan sát	8.890	8.890	8.584
sigma_u	1,145	1,196	0,875
sigma_v	0,585	0,579	0,000

Ghi chú: Các biến không phải biến giả đều chuyển về dạng logarit;

Giá trị sigma_u và sigma_v thể hiện các thành phần trong sai số của mô hình, bao gồm: Thành phần phi hiệu quả kỹ thuật (u_{it}) và sai số chuẩn (v_{it});

Đề tiết kiệm không gian trong bài thì nhóm tác giả không báo cáo kết quả hệ số của biến giả thời gian cũng như các chỉ số khác liên quan đến quá trình ước lượng mô hình;

Các số trong ngoặc đơn () biểu thị sai số chuẩn;

*, **, *** lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 5%, 1% và 0,1%.

Kết quả ước lượng của Bảng 4 tiếp tục xác định tầm quan trọng của hai yếu tố đầu vào gồm: (1) Vốn và lao động, và (2) kết quả sản xuất kinh doanh của doanh nghiệp có vốn nhà nước, khi mà các hệ số của hai yếu tố này đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Do tiết kiệm không gian nên nhóm tác giả không trình bày kết quả của biến giả thời gian trong Bảng 3 và Bảng 4. Tuy nhiên, có một điều thú vị là hệ số các biến giả đều có ý nghĩa thống kê và mang giá trị âm, cho thấy rằng các doanh nghiệp có vốn nhà nước lại có kết quả hoạt động giảm dần theo thời gian. Hay nói cách khác, các mô hình doanh nghiệp có vốn nhà nước tại Việt Nam đang hoạt động kém hiệu quả và cần một sự thay đổi trong phương thức quản trị, đầu tư để tiếp tục giữ vững vai trò là đầu tàu của nền kinh tế.

Bảng 4 là kết quả tổng hợp của chỉ số phi kỹ thuật của các doanh nghiệp có vốn nhà nước bằng 6 phương pháp ước lượng đã nêu trên trong giai đoạn 2010–2019.

Bảng 4.

Thống kê chỉ số phi kỹ thuật từ các mô hình

Mô hình	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
SS84	3,83	1,10	0,00	9,46
CSS90	4,13	1,39	0,00	14,54
LS93	3,52	0,98	0,00	8,34
BC92	5,38	1,28	0,36	11,66
Kumb90	8,04	1,18	2,36	13,83
GR2005	0,49	0,72	0,00	11,89

Sau khi có kết quả chỉ số phi kỹ thuật từ các mô hình, chúng ta có thể sử dụng các phương trình trong phần trên để tính chỉ số hiệu quả kỹ thuật (TE) cho các doanh nghiệp có vốn nhà nước. Đầu tiên, nhóm tác giả trình bày giá trị trung bình của chỉ số TE theo năm trong Bảng 5. Sau đó, nhóm tác giả đã phân chia các nhóm doanh nghiệp có vốn nhà nước theo ngành nghề kinh doanh chính và trình bày kết quả trong Bảng 6 dưới đây. Trong bài nghiên cứu này, để tránh dài dòng, nhóm tác giả chỉ trình bày kết quả tính chỉ số TE cho doanh nghiệp có vốn nhà nước bằng phương pháp ước lượng của Greene (2005a, 2005b).

Bảng 5.

Hiệu quả kỹ thuật đo lường bằng phương pháp Green (2005a, 2005b)

Năm	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Trung bình	0,67	0,69	0,73	0,73	0,73	0,73	0,72	0,68	0,67	0,64
Độ lệch chuẩn	0,26	0,25	0,26	0,26	0,26	0,26	0,26	0,26	0,29	0,35

Từ kết quả Bảng 5, chúng ta có thể thấy là hiệu quả kỹ thuật của các doanh nghiệp có vốn nhà nước tại Việt Nam có xu hướng tăng trong giai đoạn 2010–2015, nhưng lại bắt đầu giảm dần trong giai đoạn còn lại, đặc biệt là năm 2019 có hiệu quả kỹ thuật bình quân thấp nhất trong giai đoạn nghiên cứu (0,64). Như vậy, các doanh nghiệp có vốn nhà nước tuy luôn được xác định có vai trò quan trọng trong nền kinh tế Việt Nam, nhưng hiệu quả sản xuất chưa thực sự đáp ứng được sự kỳ vọng khi mà hiệu quả sản xuất thực tế chỉ đạt mức từ 64%–73% sản lượng tiềm năng. Tuy nhiên, điều này cũng có thể giải thích một phần là bởi các doanh nghiệp có vốn nhà nước thường đóng vai trò quan trọng trong việc điều tiết sự chênh lệch thu nhập giữa các vùng bằng cách tiến hành đầu tư ở những vùng sâu, vùng xa, xây dựng phát triển hạ tầng cơ sở phục vụ cho sự phát triển đời sống, kinh tế, cũng như việc đảm bảo an ninh quốc phòng. Các doanh nghiệp có vốn nhà nước thường tiên phong đầu tư vào những lĩnh vực yêu cầu vốn lớn nhưng lại có thời gian hoàn vốn chậm và khả năng sinh lời thấp nhằm phục vụ cho các mục tiêu chính trị, kinh tế và xã hội của Chính phủ. Bên cạnh đó, cũng còn hiện tượng cơ chế quản lý yếu kém, đầu tư dàn trải và không đúng ngành nghề kinh doanh chính dẫn đến thua lỗ trong hoạt động (Vũ Văn Hà, 2020). Các nguyên nhân nội tại như yếu kém trong quản trị, chậm sắp xếp đổi mới, tư duy, nhận thức của lãnh đạo của các doanh nghiệp có vốn nhà nước cũng là các nguyên nhân dẫn đến việc hoạt động kém hiệu quả của nhóm doanh nghiệp này.

Bảng 6.

Hiệu quả kỹ thuật phân chia theo ngành sản xuất chính

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
<i>Sản xuất chế biến thực phẩm</i>					
TE	1.110	0,70	0,27	0,00	0,99
<i>Sản xuất đồ uống và thuốc lá</i>					
TE	543	0,71	0,23	0,04	0,99
<i>Dệt và các sản phẩm dệt</i>					
TE	358	0,72	0,24	0,00	0,99
<i>Da, giày dép, chế biến gỗ, giấy và các sản phẩm từ giấy</i>					
TE	1.835	0,72	0,25	0,00	0,99
<i>Sản xuất hóa chất và sản phẩm hóa chất</i>					
TE	515	0,74	0,24	0,01	0,99
<i>Hóa chất, cao su, thủy tinh</i>					
TE	1.857	0,74	0,24	0,00	0,99
<i>Sản xuất kim loại, sản phẩm từ kim loại</i>					
TE	861	0,69	0,27	0,00	0,99
<i>Sản phẩm điện tử, thiết bị điện</i>					
TE	315	0,65	0,27	0,04	0,99
<i>Máy móc, thiết bị, ô tô, phương tiện vận tải, công nghiệp chế biến, chế tạo khác</i>					
TE	1.190	0,64	0,30	0,00	0,99

Có thể thấy là các doanh nghiệp có vốn nhà nước thuộc ngành công nghiệp hóa chất có hiệu quả kỹ thuật cao nhất khi giá trị trung bình của hiệu quả kỹ thuật trong ngành này là 74%. Ngược lại, ngành công nghiệp chế tạo máy móc thiết bị, sản xuất ô tô, phương tiện vận tải lại có hiệu quả kỹ thuật thấp nhất với giá trị trung bình chỉ đạt mức 64%. Điều này thể hiện rõ ngành công nghiệp chế tạo trong các doanh nghiệp có vốn nhà nước của nước ta còn yếu, nền tảng công nghệ chưa cao, chưa đáp ứng được việc sản xuất, cung cấp thiết bị, công cụ hiện đại, cũng như việc tạo động lực nền tảng cho các ngành công nghiệp khác phát triển. Vì thế, ngành công nghiệp ô tô, chế biến, chế tạo của nước ta vẫn cần sự đầu tư đổi mới công nghệ cũng như thay đổi trong phương pháp quản trị để có thể đạt hiệu quả tốt hơn trong quá trình sản xuất kinh doanh. Các ngành may mặc và da giày có kết quả khá tương đồng (72%), trong khi ngành chế biến thực phẩm và đồ uống có hiệu quả kỹ thuật thấp hơn khoảng 1%. Các ngành công nghiệp chế biến sản phẩm điện tử và thiết bị điện chỉ có hiệu quả kỹ thuật cao hơn ngành công nghiệp thiết bị ô tô khoảng 1%.

5. Kết luận

Bài báo nghiên cứu hiệu quả kỹ thuật của các doanh nghiệp có vốn nhà nước giai đoạn 2010–2019 bằng cách áp dụng các mô hình khác nhau của mô hình giới hạn ngẫu nhiên (SF). Sử dụng kết quả ước lượng từ mô hình của Greene (2005a, 2005b), nhóm tác giả đã phát hiện hiệu quả kỹ thuật của các doanh nghiệp có vốn nhà nước tăng dần trong giai đoạn 2010–2015 và đạt đỉnh cao nhất là 73%, sau đó sẽ giảm dần trong giai đoạn 2016–2019 và đạt đáy thấp nhất vào năm 2019 là 64%. Kết quả này phản ánh các doanh nghiệp có vốn nhà nước chưa đạt được sản lượng tiềm năng và vẫn có nhiều khả năng để gia tăng hiệu quả kỹ thuật và năng lực sản xuất của mình.

Bên cạnh đó, khi tính toán chỉ số hiệu quả kỹ thuật theo ngành nghề, bài báo đã phát hiện ngành công nghiệp chế biến máy móc, thiết bị, ô tô, phương tiện vận tải là ngành nghề kinh doanh mà các doanh nghiệp có vốn nhà nước hoạt động kém hiệu quả nhất. Điều này cho thấy là các doanh nghiệp có vốn nhà nước trong ngành này cần quan tâm đổi mới công nghệ, cải thiện khâu khai thác và sử dụng nguyên liệu, nhân lực đầu vào, giảm chi phí trung gian để gia tăng hiệu quả kỹ thuật. Đồng thời, các cơ quan ban hành và thực thi chính sách của Chính phủ cũng cần có những chính sách phù hợp để hỗ trợ cho ngành công nghiệp này, và đặc biệt là các doanh nghiệp có vốn nhà nước để đạt mục tiêu phát triển ngành công nghiệp chế biến chế tạo, ngành công nghiệp ô tô như đã đề ra trong các báo cáo kinh tế - chính trị hằng năm.

Bên cạnh việc ban hành các chính sách, hành lang pháp lý để khắc phục những hạn chế và tiếp tục xây dựng, phát huy vai trò, chức năng của các doanh nghiệp có vốn nhà nước, cũng cần sự quy hoạch và định hướng các lĩnh vực mà các doanh nghiệp có vốn nhà nước cần tiếp tục đóng vai trò dẫn dắt, ví dụ như: Phát triển cơ sở hạ tầng, viễn thông, năng lượng... Các nhà quản lý của các doanh nghiệp có vốn nhà nước cũng cần đổi mới, học hỏi để khắc phục các tồn tại trong hoạt động, đảm bảo doanh nghiệp của mình phải được vận hành và hoạt động theo cơ chế thị trường cũng như việc áp dụng các phương thức quản lý tiên tiến trên thế giới. Việc thúc đẩy cổ phần hóa, và thoái vốn khỏi các lĩnh vực không quan trọng cũng sẽ góp phần cơ cấu lại danh mục hoạt động của các doanh nghiệp có vốn nhà nước và gia tăng hiệu quả trong kinh doanh (Vũ Văn Hà, 2020). Bên cạnh đó, cũng cần tạo môi trường cạnh tranh bình đẳng giữa 3 loại hình doanh nghiệp là doanh nghiệp có vốn nhà nước, doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài (FDI) và doanh nghiệp tư nhân, từ đó góp phần thúc đẩy sự đổi mới trong hoạt động của các doanh nghiệp có vốn nhà nước cũng như gia tăng hiệu quả sản xuất kinh doanh của nhóm doanh nghiệp này.

Do hạn chế của nội dung nên trong nghiên cứu này, nhóm tác giả chưa phát triển việc đánh giá các yếu tố tác động đến hiệu quả kỹ thuật của các doanh nghiệp có vốn nhà nước như: Xuất khẩu hoặc vị trí địa lý. Đây sẽ là hướng phát triển nghiên cứu trong thời gian tiếp theo. Bên cạnh đó, bài nghiên cứu cũng còn một số hạn chế như sau:

- *Thứ nhất*, do giới hạn về nội dung, nên bài báo chỉ dừng ở mô hình Greene (2005a, 2005b), các nghiên cứu tiếp theo có thể cân nhắc việc sử dụng các mô hình mới nhất hiện nay như: Mô hình của Kumbhakar và cộng sự (2014), và Colombi và cộng sự (2014).

- *Thứ hai*, mô hình Cobb-Douglas trong nghiên cứu này chỉ sử dụng hai yếu tố đầu vào là vốn và lao động. Các nghiên cứu tiếp theo có thể cân nhắc việc đưa vào các yếu tố khác, ví dụ như: Hàng hóa trung gian dùng trong sản xuất để giúp mô hình càng chính xác và hoàn thiện hơn.

Lời cảm ơn

Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ Phát triển khoa học và công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số 502.01-2019.318.

Tài liệu tham khảo

- Adams, R. M., Berger, A. N., & Sickles, R. C. (1999). Semiparametric approaches to stochastic panel frontiers with applications in the banking industry. *Journal of Business & Economic Statistics*, 17(3), 349–358.
- Aigner, D., Lovell, C. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1), 21–37.
- Battese, G. E., & Broca, S. S. (1997). Functional forms of stochastic frontier production functions and models for technical inefficiency effects: A comparative study for wheat farmers in Pakistan. *Journal of Productivity Analysis*, 8(4), 395–414.
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 3(1), 153–169.
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20(2), 325–332.
- Belotti, F., Daidone, S., Ilardi, G., & Atella, V. (2013). Stochastic frontier analysis using Stata. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 13(4), 719–758.
- Colombi, R., Kumbhakar, S. C., Martini, G., & Vittadini, G. (2014). Closed-skew normality in stochastic frontiers with individual effects and long/short-run efficiency. *Journal of Productivity Analysis*, 42(2), 123–136.
- Cornwell, C., Schmidt, P., & Sickles, R. C. (1990). Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels. *Journal of Econometrics*, 46(1–2), 185–200.
- Fenochietto, M. R., & Pessino, M. C. (2013). *Understanding countries' tax effort*. IMF Working Paper No. WP/13/244. International Monetary Fund.
- Ferrier, G. D., & Lovell, C. K. (1990). Measuring cost efficiency in banking: Econometric and linear programming evidence. *Journal of Econometrics*, 46(1–2), 229–245.
- Greene, W. (2004). Distinguishing between heterogeneity and inefficiency: Stochastic frontier analysis of the World Health Organization's panel data on national health care systems. *Health Economics*, 13(10), 959–980.
- Greene, W. (2005a). Fixed and random effects in stochastic frontier models. *Journal of Productivity Analysis*, 23(1), 7–32.
- Greene, W. (2005b). Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*, 126(2), 269–303.
- Vũ Văn Hà. (2020). Xây dựng, phát huy vai trò của doanh nghiệp nhà nước trong điều kiện hiện nay. *Tạp chí Công sản*. Truy cập từ <https://www.tapchicongsan.org.vn/web/guest/kinh-te/-/2018/820756/xay-dung%2C-phat-huy-vai-tro-cua-doanh-nghiep-nha-nuoc-trong-dieu-kien-hien-nay.aspx>

- Karakaplan, M. U. (2017). Fitting endogenous stochastic frontier models in Stata. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 17(1), 39–55.
- Nguyễn Minh Kiều, & Nguyễn Ngọc Thùy Trang. (2020). Phân tích hiệu quả kỹ thuật của các ngân hàng thương mại cổ phần tại Việt Nam. *Tạp chí Khoa học Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh - Kinh tế và Quản trị Kinh doanh*, 15(3), 22–40.
- Kumbhakar, S. C. (1990). Production frontiers, panel data, and time-varying technical inefficiency. *Journal of Econometrics*, 46(1–2), 201–211.
- Kumbhakar, S. C., Lien, G., & Hardaker, J. B. (2014). Technical efficiency in competing panel data models: A study of Norwegian grain farming. *Journal of Productivity Analysis*, 41(2), 321–337.
- Kumbhakar, S. C., & Tsionas, E. G. (2005). Measuring technical and allocative inefficiency in the translog cost system: A Bayesian approach. *Journal of Econometrics*, 126(2), 355–384.
- Kumbhakar, S. C., & Tsionas, E. G. (2008). Estimation of input-oriented technical efficiency using a nonhomogeneous stochastic production frontier model. *Agricultural Economics*, 38(1), 99–108.
- Phạm Lê Thông, & Lý Phương Thùy. (2016). Hiệu quả kỹ thuật của các doanh nghiệp sản xuất Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 229, 43–51.
- Lee, Y. H., & Schmidt, P. (1993). A production frontier model with flexible temporal variation in technical efficiency. In H. Fried, C. A. J. Lovell, & S. Schmidt (Eds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications* (p. 237–255). Oxford: Oxford University Press.
- Malikov, E., Kumbhakar, S. C., & Tsionas, M. G. (2016). A cost system approach to the stochastic directional technology distance function with undesirable outputs: The case of US banks in 2001–2010. *Journal of Applied Econometrics*, 31(7), 1407–1429.
- Meeusen, W., & van Den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18(2), 435–444.
- Murillo-Zamorano, L. R. (2004). Economic efficiency and frontier techniques. *Journal of Economic Surveys*, 18(1), 33–77.
- Mutter, R. L., Greene, W. H., Spector, W., Rosko, M. D., & Mukamel, D. B. (2013). Investigating the impact of endogeneity on inefficiency estimates in the application of stochastic frontier analysis to nursing homes. *Journal of Productivity Analysis*, 39(2), 101–110.
- Huỳnh Thế Nguyễn. (2019). Các yếu tố tác động đến hiệu quả kỹ thuật trong các doanh nghiệp nhỏ và vừa tại Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 30(7), 43–65.
- Pitt, M. M., & Lee, L.-F. (1981). The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, 9(1), 43–64.
- Schmidt, P., & Sickles, R. C. (1984). Production frontiers and panel data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2(4), 367–374.
- Zuckerman, S., Hadley, J., & Iezzoni, L. (1994). Measuring hospital efficiency with frontier cost functions. *Journal of Health Economics*, 13(3), 255–280.